

供应商关系与企业数字化转型

刘涛¹, 庄新田¹, 张伟平²

(1. 东北大学工商管理学院, 辽宁沈阳 110169; 2. 山东大学经济学院, 山东济南 250100)

摘要: 基于中国上市企业普遍存在供应商依赖的现实情境和当前“数字中国”建设的重要时代背景, 利用文本分析技术, 以2007—2021年A股全部上市公司为样本, 考察供应商关系对企业数字化转型影响的内在机理及后果。研究表明, 供应商集中度与企业数字化转型之间存在显著的“U”型关系, 且这种“U”型关系在行业竞争度低、非国有企业和专精特新企业中表现得更为明显, 供应商集中度能够通过动态影响商业信用融资而对企业数字化转型产生影响。

关键词: 供应商集中度; 数字化转型; 商业信用; 行业竞争度; 产权属性; 科技属性

中图分类号: F 830.91 **文献标志码:** A **文章编号:** 1005-3026(2024)08-1193-09

Supplier Relations and Corporate Digital Transformation

LIU Tao¹, ZHUANG Xin-tian¹, ZHANG Wei-ping²

(1. School of Business Administration, Northeastern University, Shenyang 110169, China; 2. School of Economics, Shandong University, Jinan 250100, China. Corresponding author: ZHANG Wei-ping, E-mail: wpzhang0904@outlook.com)

Abstract: Based on the reality that Chinese listed enterprises generally rely on suppliers and the important background of the construction of “Digital China”, text analysis technology is used, and the data of A-share listed companies from 2007 to 2021 are selected to investigate the consequences and internal mechanism of supplier relations on corporate digital transformation. The research results indicate that, a significant “U”-shaped relationship between supplier concentration and corporate digital transformation. This “U”-shaped relationship is more remarkable in industries with low levels of competition, non-state-owned enterprises, and specialized new enterprises. Supplier concentration has an impact on corporate digital transformation by dynamically affecting trade credit financing.

Key words: supplier concentration; digital transformation; trade credit; degree of industrial competition; nature of property rights; nature of technology

党的二十大报告明确提出“要坚持把发展经济的着力点放在实体经济上, 推进数字中国建设”。企业数字化转型作为“数字中国”建设背景下微观主体追求高质量发展的必然选择, 引起了政府部门和学术界的高度关注。但值得注意的是, 目前中国企业数字化转型进度还处于初级阶段, 仍面临“不会转(转型能力不够)、不能转(转型成本偏高)、不敢转(转型阵痛期比较长)三大问题, 亟需外在动力驱动企业提升数字化转型意愿^[1]。虽然以往研究围绕企业数字化转型议题已

经做出了诸多丰富且有意义的讨论, 但大多囿于企业数字化转型在促进企业专业化分工^[2]、投入产出效率^[3]和资本市场表现^[4]等方面的经济后果分析, 忽视了企业数字化转型的动力和机制研究探讨。而现有关于企业数字化转型驱动因素的研究仅从税收优惠^[5]、管理者特征^[6]和融资约束^[7]等角度出发, 并未有文献确切地将数字化转型与企业非正式契约关系联系起来。

供应商集中度是衡量企业与供应商非正式契约关系的重要指标, 供应商集中度越高, 代表

收稿日期: 2023-03-21

基金项目: 教育部人文社会科学基金资助项目(23YJC790192); 山东省社会科学规划项目(23DJJJ18); 山东省博士后创新项目(SDCX-RS-202202004)。

作者简介: 刘涛(1985-), 男, 吉林四平人, 东北大学博士研究生; 庄新田(1956-), 男, 吉林四平人, 东北大学教授, 博士生导师。

企业与供应商交易集中水平越高.中国上市企业普遍存在着对主要供应商依赖的现象,该现象已经超越了客户关系,成为非正式契约关系的核心组成部分.供应链关系主要包括供应商关系和客户关系两部分,然而现有关于供应链关系的探讨大多围绕客户关系的经济重要性展开^[8-9],缺少对“供应商关系”这一企业普遍具有的社会资本的关注,对于供应商关系经济重要性分析也相对不足.目前供应商集中度与企业数字化转型之间关系存在两种观点:一种认为,较高的供应商集中度会提升企业交易成本,增加关系专用性投资,减少商业信用供给,降低企业研发积极性,最终阻碍企业数字化转型;另一种认为,较高的供应商集中度能够降低企业交易成本,增加上下游企业间的生产合作和信息共享,有效促进供应链优质资源整合,增强企业外部融资能力,提升企业研发积极性,从而促进企业数字化转型.

有鉴于此,在中国上市企业普遍依赖主要供应商的现实情境和当前“数字中国”建设的重要时代背景下,基于供应商关系视角,系统考察供应商集中度究竟会给企业数字化转型带来怎样的经济后果以及分析其内在运行机理具有重要的现实意义.同时,考虑到不同情境下企业数字化转型可能存在非对称影响效果,本文进一步重点考察了企业所在行业内的竞争地位、产权性质和科技属性之间关系的调节作用,以期政府部门提供差异化的政策建议.

1 理论分析与研究假设

供应商关系作为中国企业特色交易关系的重要组成部分,能够对企业生产运营和战略制定产生深刻影响.由于企业与供应商之间的依赖程度并不是一成不变的,因此供应商关系对企业数字化转型的影响可能会随着供应商集中度的动态变化而发生改变.当供应商集中度低于阈值时,较高的供应商集中度会相对降低企业议价能力^[10],迫使企业负担更加高额的采购成本、运输成本和存货成本^[11].而且,为了防止供应链关系中断带来的经营风险,企业还需要不断增加关系专用性投资以维系供应链的稳定,由此形成的锁定效应将显著影响企业经营利润和损害企业业绩^[10].此外,由于双方尚未形成稳定可靠的合作关系,供应商集中度还会相对减少企业获取异质性知识资源和外部融资机会,这将在一定程度上

降低企业研发投入的积极性^[12],最终不利于提升企业数字化转型意愿.然而,随着供应商集中度的不断攀升直至超过阈值时,双方之间的关系将变得比之前任何时候都更加紧密,利益目标也愈发趋同,企业相对议价能力也会随之得到显著增强.此时稳定可靠的供应链关系能够大大降低企业因供应链关系中断而带来的未来经营风险,而且企业也不必再为维护双方关系而付出金额巨大的关系专用性投资^[13],可以将剩余大量资金和更多精力聚焦于研发创新.进一步,二者间紧密的依赖程度还能够打通双方的需求对接和信息共享渠道,帮助企业获得更多异质性知识资源.更为重要的是,稳定的供应商关系还具有“隐性担保”功能,可以帮助企业获得更多的银行借款^[14],这将有效缓解企业研发的资金压力,推动企业增加研发投入^[15],最终极大地提升企业数字化转型意愿.综上,供应商集中度对企业数字化转型的影响后果并不是简单的线性关系,可能呈现先下降后上升“U”型变化关系.基于以上分析,提出研究假设1.

假设1 供应商集中度与企业数字化转型之间存在显著的“U”型关系.

商业信用是供应链上一种十分重要的资金分配行为,同时也是中国供应链关系交易中最广泛存在的一种交易方式^[16].商业信用融资的有效性直接取决于供应链上双方的议价能力^[17].当供应商集中度低于阈值时,拥有“话语权”的供应商基于风险规避的角度会为自己争取更加有利的付款条件,表现为大幅度减少商业信用供给^[17],这会显著增加企业的运营成本和降低企业投入研发创新的积极性,最终不利于提高企业数字化转型意愿;当供应商集中度高于阈值时,供应商基于维持长期契约关系和自身经营绩效的考虑,更愿意为企业提供商业信用,并以此期望实现供应链价值协同增长^[18],而且,供应商为了应对激烈的市场竞争和促进销售形成行业壁垒,通常也乐于向主要客户放宽信用政策,提供更多的商业信用^[19],这将有效缓解企业的研发资金压力,进而提升其数字化转型意愿.综上,商业信用与供应商集中度之间存在先下降后上升的“U”型变化关系,可能是供应商集中度动态影响企业数字化转型的主要作用渠道.基于以上分析,提出研究假设2.

假设2 商业信用是供应商集中度动态影响企业数字化转型的主要作用渠道.

2 研究模型和方法

2.1 样本选取

由于证监会并不强制要求上市企业披露供应商的具体名称,且在2007年之前绝大部分企业不披露其主要供应商的详细信息,所以本文选取2007—2021年中国A股全部上市企业为研究样本.本文对上市企业样本作以下处理:①剔除ST、退市及金融类的企业;②为保持样本的连续性,剔除财务数据异常及缺失的企业;③为避免极端值干扰,对相关变量进行±1%分位的缩尾处理.经上述处理,最终共得到14 066个企业年度观测值.其中,供应商关系数据通过手工整理企业年报获得,企业数字化转型数据通过对上市企业年报网络爬虫和文本分析获得,企业年报数据来自于深交所和上交所官方网站,企业财务数据来自CSMAR和WIND数据库.

2.2 变量定义

2.2.1 解释变量

供应商集中度(C_s).借鉴Li等^[20]选取上市公司年报附注中披露的“企业向前5名供应商采购金额合计与总采购额的比值”作为供应商关系的衡量指标,该指标越大,表明供应商集中度越高.此外,本文在稳健性检验中还采用“企业向第1大供应商的采购金额合计占总采购金额的比例(R_{s1})”重新衡量 C_s 指标,以保证研究结论的稳健性.

2.2.2 被解释变量

企业数字化转型(D).借鉴国内外主流文献的通用做法,并考虑到管理层通常会在年报中披露企业数字化的相关信息,因此采用年报分析法测度企业数字化转型具有一定的合理性.一方面,借鉴吴非等^[4]提出的数字化转型的词汇库,运用文本分析技术对上市企业年报中有关“数字技术运用、区块链+、云计算、大数据分析、人工智能技术”等领域内的相关细分词汇进行分类归集,并使用Python软件进行识别计数.鉴于该数据结构的“右偏性”特征,对其加1后取对数衡量企业数字化转型(D_1),该指标越大,表明企业数字化转型程度越高;另一方面,借鉴袁淳等^[2]构建的数字化转型词库,采用文本分析法对上市企业年报“管理层讨论与分析”(MD&A)中关于企业数字化转型相关的关键词进行提取,并使用Python软件进行识别计数.鉴于年度报告中MD&A的内容

长度存在差异,因此在得到上市公司(年度)年报中的各个关键词频率后,计算企业数字化转型相关词汇频数的总和占年报MD&A内容长度的比值来衡量企业的数字化转型(D_2),该指标与企业数字化转型程度呈正相关关系.

2.2.3 中介变量

商业信用融资(C_1).为涵盖企业商业信用的所有形式,借鉴Cao等^[16]通过企业应付票据、应付账款及预收账款的总和占企业总资产的比率来计算商业信用融资(C_1)水平.该指标越大,表明企业获得商业信用供给越多.

2.3 模型设计

为考察供应商关系对企业数字化转型产生的影响,且尽可能规避二者之间双向因果导致的内生性问题,本文对核心解释变量和所有控制变量均做滞后一期处理,并设定计量模型为

$$D_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 C_{s1} + \beta_2 C_{s2} + \beta_3 C_{i,t-1} + \sum Y + \sum I + \varepsilon. \quad (1)$$

其中:下标 i, t 分别表示企业和年份;被解释变量 $D_{i,t}$ 为企业数字化转型 D_1 和 D_2 ;核心解释变量为 $t-1$ 年供应商集中度的一次项 C_{s1} 和供应商集中度的二次项 C_{s2} ; β_0 为常数项; $\beta_1, \beta_2, \beta_3$ 为系数.综合借鉴国内外主流文献, $C_{i,t-1}$ 代表控制变量,包括:企业规模(S_p ,企业期末总资产取对数)、企业年龄(A_p)、企业负债(L_p ,企业期末总负债/企业期末总资产)、企业现金流(C_f ,经营活动现金流量净额/企业期末总资产)、企业成长性(R_{pg} ,企业营业收入增长率)、企业净资产收益率(R_{pe} ,净利润/总资产)、企业相对价值(p_p ,企业市值/账面价值)、第一大股东持股比例(e_1)、股权集中度(C_e ,前5大流通股股东持股比例的平方和)和两职合一(S ,董事长和总经理两职合一为1,否则为0); $\sum Y$ 和 $\sum I$ 分别为年份和行业固定效应; ε 为模型随机干扰项.

3 实证结果分析

3.1 描述性统计

通过相关变量的基本统计结果发现,企业数字化转型 D_1 和 D_2 的均值分别为1.593和1.122,最小值(0)和最大值(5.056和5.414)差距较大,表明当前中国不同企业间的数字化转型程度不高并且差距悬殊,企业数字化转型的意愿仍亟待提高.此外,企业对前5大供应商采购比例平均值为34.6%,中位数为30.3%,最大值高达91.8%,表明

我国上市公司普遍存在供应商依赖现象,也从侧面表明考察供应商关系经济重要性具有较强现实意义.企业商业信用融资(C_t)均值为 15.1%,最大值为 52.9%,表明商业信用融资是企业极为重要的融资手段.

3.2 基准回归

表 1 列出了供应商关系与企业数字化转型之间关系的基准回归结果.由未添加控制变量的回归结果可知,企业数字化转型(D_1 和 D_2)的一次项系数均在 1% 置信水平显著为负,二次项系数均在 1% 置信水平显著为正.由添加控制变量的回归结果可知,企业数字化转型(D_1 和 D_2)的一次项系数均在 1% 置信水平显著为负,二次项系数均在 1% 置信水平显著为正.综上可知,供应商集中度与企业数字化转型之间存在显著的“U”型关系,这佐证了本文提出的研究假设 1.

从控制变量看,企业规模(S_p)、企业成长性(R_{pg})和两职合一(S)对企业数字化转型(D_1 和 D_2)影响至少在 10% 置信水平显著为正,而企业现金流(C_f)对企业数字化转型(D_1 和 D_2)影响均在 1% 水平显著为负,表明资产规模大、成长前景好、治理水平高和现金投入多的企业数字化转型意愿越强.

3.3 内生性检验

1) 反向因果关系检验.借鉴 Terza 等^[21]使用工具变量进行两阶段残差介入法(2SRI)估计.在工具变量选择上,本文采用“同一年份同一行业其他企业供应商集中度的平均值、同一年份同一城市其他企业供应商集中度的平均值”作为工具变量.从相关性看,同一行业和同一城市其他企业供应商集中度与该企业面临相似的行业特征和外部环境,其供应商集中度间具有较强的相似性,满足相关性条件.但是目前并无证据表明上述工具变量会影响企业数字化转型,满足外生性条件.由表 2 中的反向因果关系检验结果可知,在经 2SRI 法检验后,企业数字化转型(D_1 和 D_2)的一次项系数在 1% 置信水平显著为负,二次项系数在 5% 置信水平显著为正,再次佐证了本文的假设 1.

2) 样本选择偏差检验.由于中国证监会并不强制要求企业披露前 5 大供应商的具体信息,进而可能使得本文的样本存在自选择偏差问题.为此,采用 Heckman 2 步法进一步缓解该问题.在第一阶段回归模型中,引入企业是否披露向供应商采购金额的虚拟变量,并选取控制变量集作为自

变量进行 Probit 回归.在第二阶段,将第一阶段估计出的逆米尔斯比率放入基准回归模型中进行检验.由表 2 中的样本选择偏差检验结果可知,企业数字化转型(D_1 和 D_2)的一次项系数在 1% 置信水平显著为负,二次项系数均至少在 5% 置信水平显著为正,再次佐证了本文的假设 1.

3) 遗漏变量检验.为避免遗漏变量导致内生性问题,本文控制不随时间变化的企业个体特征.由表 2 中的遗漏变量检验结果可知,企业数字化转型(D_1 和 D_2)的一次项系数至少在 10% 置信水平显著为负,二次项系数至少在 10% 置信水平显著为正,再次佐证了本文的假设 1.

表 1 供应商关系与企业数字化转型
Table 1 Supplier relationship and corporate digital transformation

变量	未添加控制变量		添加控制变量	
	D_1	D_2	D_1	D_2
C_{s1}	-1.610*** (-4.79)	-0.781*** (-3.38)	-1.147*** (-3.36)	-0.752*** (-3.16)
C_{s2}	1.185*** (3.35)	0.658*** (2.69)	0.822** (2.34)	0.630** (2.55)
S_p	—	—	0.173*** (7.93)	0.030* (1.88)
A_p	—	—	0.036 (0.57)	0.033 (0.75)
L_p	—	—	-0.158 (-1.32)	-0.135 (-1.45)
C_f	—	—	-0.857*** (-4.19)	-0.459*** (-3.00)
R_{pg}	—	—	0.184*** (5.58)	0.089*** (3.84)
R_{pc}	—	—	-0.254 (-0.86)	-0.228 (-1.00)
p_p	—	—	0.076*** (5.08)	0.015 (1.30)
e_1	—	—	-0.059 (-0.43)	-0.130 (-1.27)
C_e	—	—	-0.374** (-1.99)	0.081 (0.66)
S	—	—	0.103*** (2.82)	0.064** (2.36)
截距项	0.179 (0.75)	0.404*** (2.90)	-4.984*** (-9.61)	-1.008*** (-2.68)
调整 R^2 值	0.475	0.475	0.488	0.477
样本量	14 066	14 066	14 066	14 066

注:***,**, *分别表示在 1%, 5%, 10% 的置信水平;括号内为控制年份和行业固定效应后的 t 值; R^2 为模型拟合优度值.下同.

表 2 内生性检验
Table 2 Endogenous test

变量	反向因果关系检验		样本选择偏差检验		遗漏变量检验	
	D_1	D_2	D_1	D_2	D_1	D_2
C_{s1}	-1.160*** (-3.39)	-0.753*** (-3.16)	-1.050*** (-3.99)	-0.620*** (-3.35)	-0.598** (-2.51)	-0.371* (-1.78)
C_{s2}	0.820** (2.33)	0.630** (2.55)	0.676*** (2.48)	0.465** (2.41)	0.528** (2.15)	0.412* (1.93)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
调整 R^2 值	0.488	0.477	0.481	0.493	0.254	0.123
样本量	14 066	14 066	20 754	20 754	14 066	14 066

3.4 稳健性检验

本文采用“U”型关系检验、替换变量检验、延长观测窗口检验、基于制造业企业样本检验、基于企业地理位置检验对上述研究结论进行稳健性检验。

1) “U”型关系检验. 本文采用 Utest 命令对二者之间的“U”型关系进行再检验. 回归结果如表 3 所示, 以企业数字化转型(D_1)检验结果为例, 供应商集中度(C_s)与企业数字化转型(D_1)的相关关系表现出先负 ($-1.066, P < 0.01$) 后正 ($0.363, P < 0.01$) 的特点, 供应商集中度的极值点为 0.697, 且处于临近置信区间. 此外, “U”型关系的整体检验结果通过 5% 的显著性检验, 因此可以拒绝原假设, 认为供应商集中度(C_s)与企业数字化转型(D_1)之间存在显著的“U”型关系. 企业数字化转型(D_2)检验结果和上述保持一致, 不再赘述, 这也再次佐证了本文的假设 1.

表 3 “U”型关系检验
Table 3 “U” type relationship test

检验项目	D_1		D_2	
	下限	上限	下限	上限
上下界区间	0.049	0.918	0.049	0.918
上下界斜率	-1.066*** (-6.48)	0.363*** (1.82)	-0.690*** (-5.42)	0.405*** (2.63)
临近置信区间	[0.600, 0.949]		[0.523, 0.767]	
极值点	0.697		0.597	
“U”型关系检验	1.82**		2.63***	

2) 替换变量检验. “企业向第 1 大供应商的采购金额合计占总采购金额的比例”重新测度供应商关系. 由表 4 可知, 企业数字化转型(D_1 和 D_2)的一次项系数(R_{st1})至少在 5% 置信水平显著为负, 二次项系数(R_{st2})至少在 10% 置信水平显著为正, 再次佐证了本文的假设 1.

表 4 替换变量检验
Table 4 Replacement variable test

变量	D_1	D_2
R_{st1}	-0.945** (-2.53)	-0.660** (-2.46)
R_{st2}	0.992* (1.73)	0.908** (2.16)
控制变量	已控制	已控制
调整 R^2 值	0.486	0.476
样本量	14 066	14 066

3) 延长观测窗口检验. 考虑到供应商关系对企业数字化转型的影响可能存在滞后效应, 因此本文将被解释变量分别延长 1 期(L_1)和 4 期(L_4). 由表 5 可知, 滞后多期的企业数字化转型的一次项系数至少在 5% 置信水平显著为负, 二次项系数至少在 5% 置信水平显著为正, 表明供应商关系对企业数字化转型影响具有较强的持续性, 再次佐证了本文的假设 1.

表 5 延长观测窗口检验
Table 5 Extended observation window test

变量	L_1		L_4	
	D_1	D_2	D_1	D_2
C_{s1}	-1.104*** (-2.91)	-0.647** (-2.54)	-1.217*** (-2.64)	-0.801*** (-2.73)
C_{s2}	0.859** (2.16)	0.564** (2.09)	1.204** (2.40)	0.813*** (2.58)
控制变量	控制	控制	控制	控制
调整 R^2 值	0.497	0.464	0.481	0.467
样本量	10 943	10 943	5 443	5 443

4) 基于制造业企业检验. 考虑到制造业企业占全部企业总样本的大部分, 且制造业企业比其他企业更为依赖供应商. 为此, 本文剔除非制

制造业企业样本以弱化行业特征对基准回归结果产生的影响.由表6中的剔除非制造业企业样本结果可知,企业数字化转型(D_1 和 D_2)的一次项系数均在1%置信水平显著为负,二次项系数至少在5%置信水平显著为正,再次佐证了本文的假设1.

表6 替换样本检验
Table 6 Replacement sample test

变量	剔除非制造业企业样本		剔除直辖市企业样本	
	D_1	D_2	D_1	D_2
C_{s1}	1.013*** (-4.38)	0.872*** (-5.12)	1.086*** (-2.85)	0.721*** (-2.76)
C_{s2}	0.629** (2.51)	0.706*** (3.91)	0.681* (1.76)	0.565** (2.07)
控制变量	控制	控制	控制	控制
调整 R^2 值	0.335	0.316	0.452	0.428
样本量	10 092	10 092	11 761	11 761

5) 基于企业地理位置特殊性检验.考虑到直辖市在经济、政治上的特殊性可能会影响供应商集中度与企业数字化转型的意愿,本文剔除直辖市企业样本后再进行回归检验.由表6中的剔除直辖市企业样本结果可知,企业数字化转型(D_1 和 D_2)的一次项系数均在1%置信水平显著为负,二次项系数至少在10%置信水平显著为正,再次佐证了本文的假设1.

4 异质性检验

本文进一步将全样本按行业竞争度、产权属性和科技属性差异进行分组检验,以期政府部门提供差异化的政策建议.

4.1 行业竞争度

将企业按照所在行业竞争度划分为行业竞争度高和低两组样本并进行回归检验.借鉴吴粒等^[22]采用行业赫芬达尔指数衡量企业所在行业竞争程度,若企业所在行业的行业赫芬达尔指数大于中位数,则认为该企业所在行业竞争强度较低,否则与之相反.由表7回归结果可知,在行业竞争度低的组别中,企业数字化转型(D_1 和 D_2)的一次项系数均在1%置信水平显著为负,二次项系数至少在5%置信水平显著为正,表明供应商集中度与企业数字化转型之间存在显著的“U”型关系.而在行业竞争度较高的组别中,企业数字化转型(D_1 和 D_2)的一次项系数虽然显著为负,但二次项系数皆无法通过统计显著性检验,表明供

应商集中度与企业数字化转型之间仅存在负向关系.造成此种现象的可能原因:在同等条件下,企业所在行业竞争度低意味着企业拥有较强的议价能力,供应商面对强势客户的要求通常不得不放宽商业信用政策以维系客户关系,这不仅减少了企业关系专用性投资和降低了供应商中断交易关系的可能性,还可以凭借其优势地位要求降低商品供货价格、延长货物付款时间和提供更多商业信用,这将有效改善企业数字化转型的意愿.然而,较高的行业竞争度则愈发加剧了企业被“敲竹杠”的风险,导致供应商集中度与企业数字化转型之间仅呈现负相关.基于此,相比于企业所在行业竞争度高,供应商集中度与企业数字化转型之间存在的“U”型关系在企业所在行业竞争度低组中更为明显.

表7 行业竞争度异质性检验

Table 7 Heterogeneity test of the degree of industrial competition

变量	行业竞争度高		行业竞争度低	
	D_1	D_2	D_1	D_2
C_{s1}	-0.511 (-1.14)	-0.705** (-2.09)	-1.661*** (-3.74)	-0.799** (-2.83)
C_{s2}	0.220 (0.48)	0.505 (1.49)	1.307*** (2.83)	0.764** (2.50)
控制变量	控制	控制	控制	控制
调整 R^2 值	0.566	0.547	0.378	0.317
样本量	7 026	7 026	7 040	7 040

4.2 产权属性

将企业按照产权属性划分为国有企业和非国有企业两组样本并进行回归检验.由表8回归结果可知,在非国有企业组别中,企业数字化转型(D_1 和 D_2)的一次项系数均在1%置信水平显著为负,二次项系数均在5%置信水平显著为正,表明供应商集中度与企业数字化转型之间存在显著的“U”型关系.而在国有企业组别中,企业数字化转型(D_1 和 D_2)的一次项系数和二次项系数均无法通过统计显著性检验,表明供应商集中度与企业数字化转型之间并不存在显著的“U”型关系.

造成此种现象的可能原因:国有企业在一定程度上是政府组织的延伸,通常拥有相对较多的社会资源和经济资源,供应商对其综合影响相对有限;而相比于国有企业,非国有企业往往面临着不进则退的市场竞争压力^[4],且受限于自身资

源禀赋差异, 融资约束问题更为严重, 但由于其在资本市场中更具活力和未来拥有较好的发展前景, 供应商企业基于维持长期契约关系的考虑, 也更愿意为其提供商业信用缓解其融资约束压力, 助力企业数字化转型, 以此实现供应链价值协同增长. 基于此, 相比于国有企业, 供应商集中度与企业数字化转型间存在的“U”型关系在非国有企业中更为明显.

表 8 产权属性异质性检验

Table 8 Heterogeneity test of the nature of property rights

变量	国有企业		非国有企业	
	D_1	D_2	D_1	D_2
C_{s1}	-0.437 (-0.72)	-0.427 (-0.96)	-1.356*** (-3.47)	-0.870*** (-3.21)
C_{s2}	0.226 (0.38)	0.565 (1.37)	0.980** (2.41)	0.665** (2.28)
控制变量	控制	控制	控制	控制
调整 R^2 值	0.479	0.491	0.498	0.469
样本量	3 316	3 316	10 750	10 750

4.3 科技属性

将企业按照科技属性划分为专精特新企业和非专精特新企业两组样本并进行回归检验. 由表 9 回归结果可知, 在专精特新企业组别中, 企业数字化转型(D_1 和 D_2)的一次项系数均在 1% 置信水平显著为负, 二次项系数均在 1% 置信水平显著为正, 表明供应商集中度与企业数字化转型之间存在显著的“U”型关系. 而在非专精特新企业组别中, 企业数字化转型(D_1 和 D_2)的一次项系数虽然显著为负, 但二次项系数皆无法通过统计显著性检验, 表明供应商集中度与企业数字化转型之间仅存在负向关系. 造成此种现象的可能原因: 专精特新企业被视作推动现代产业体系建设和实现产业链供应链现代化水平的重要抓手. 由于其精耕于新一代信息技术等领域, 并在细分领域建立了自己独特的竞争优势, 促使其在供应链关系中赢得“话语权”. 而供应商与其建立长期合作关系, 通常愿意为其提供更多的商业信用并给予其他政策优惠, 助力专精特新企业数字化转型, 同时这也有益于实现自身投资价值. 与之相反, 非专精特新企业由于在供应链关系中处于相对弱势地位, 不仅较难获得商业信用等支持, 还需要提供更多关系专用性投资以维系现有供应

链关系, 导致供应商集中度与企业数字化转型之间仅呈现负相关. 基于此, 相比于非专精特新企业, 供应商集中度与企业数字化转型之间存在的“U”型关系在专精特新企业中更为明显.

表 9 科技属性异质性检验

Table 9 Heterogeneity test of technological nature

变量	专精特新企业		非专精特新企业	
	D_1	D_2	D_1	D_2
C_{s1}	-2.614*** (-3.33)	-2.351*** (-3.63)	-0.886** (-2.35)	-0.432* (-1.72)
C_{s2}	2.316*** (2.96)	1.994*** (3.25)	0.561 (1.43)	0.366 (1.36)
控制变量	控制	控制	控制	控制
调整 R^2 值	0.447	0.418	0.505	0.496
样本量	2 934	2 934	11 132	11 132

5 机制分析

根据前文理论分析, 供应商集中度可能主要通过动态影响商业信用融资而对企业数字化转型产生影响. 为了论证上述路径是否成立, 本文采用三步法开展机制检验, 并设定如下递归方程:

$$C_{t,i,t} = \beta_0 + \beta_1 C_{s1,t,t-1} + \beta_2 C_{s2,t,t-1} + \beta_3 C_{i,t-1} + \sum Y + \sum I + \varepsilon, \quad (2)$$

$$D_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 C_{t,i,t} + \beta_2 C_{i,t-1} + \sum Y + \sum I + \varepsilon, \quad (3)$$

$$D_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 C_{s1,t,t-1} + \beta_2 C_{s2,t,t-1} + \beta_3 C_{t,i,t} + \beta_4 C_{i,t-1} + \sum Y + \sum I + \varepsilon. \quad (4)$$

由表 10 中 C_t 的回归结果可知, 商业信用融资的一次项系数均在 1% 的置信水平显著为负, 二次项系数至少在 5% 置信水平显著为正, 表明供应商集中度与商业信用融资存在显著的“U”型关系. 由式(3)未加供应商集中度的回归结果可知, 企业数字化转型(D_1 和 D_2)系数至少在 5% 置信水平显著为正, 表明商业信用融资显著推动了企业数字化转型. 此外, 由式(4)加入商业信用融资(C_t)后的回归结果可知, 企业数字化转型(D_1 和 D_2)的一次项系数仍均在 1% 置信水平显著为负, 二次项系数均在 5% 置信水平显著为正, 且商业信用融资(C_t)至少在 10% 置信水平显著为正, 表明商业信用融资是供应商关系影响企业数字化转型的中介机制, 这佐证了本文提出的研究假设 2.

表 10 机制分析检验:商业信用融资
Table 10 Mechanism analysis test: trade credit financing

变量	C_t		未加入供应商集中度		加入商业信用融资	
	C_{t1}	C_{t2}	D_1	D_2	D_1	D_2
C_{s1}	-0.058*** (-7.33)	-0.116*** (-4.35)	—	—	-1.102*** (-3.22)	-0.682*** (-2.87)
C_{s2}	—	0.067** (2.40)	—	—	0.796** (2.27)	0.590** (2.40)
C_t	—	—	0.527** (2.44)	0.670*** (4.64)	0.389* (1.79)	0.608*** (4.15)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
调整 R^2 值	0.507	0.508	0.478	0.489	0.489	0.479
样本量	14 066	14 066	14 066	14 066	14 066	14 066

6 结 语

本文立足于中国上市企业普遍存在供应商依赖的现实情境和当前“数字中国”建设的重要时代背景,利用2007—2021年间上市企业披露主要供应商信息的独特数据,系统考察供应商关系对企业数字化转型的影响后果及内在机理.研究发现:第一,供应商集中度与企业数字化转型之间存在显著的“U”型关系;第二,这种“U”型关系在行业竞争度低、非国有企业和专精特新企业中表现得更为明显;第三,供应商集中度通过动态影响商业信用融资而对企业数字化转型产生影响.

本文的政策启示:①企业应该依据双方关系的依赖程度动态调整供应商关系管理,当供应商集中度发挥阻碍作用时,企业应主动评估供应商关系的风险效应,积极寻求多元化的供应商关系,避免因供应商关系过于集中而陷入“敲竹杠”的困境阻碍企业数字化转型;当供应商集中度发挥促进作用时,企业则应该主动把握供应链整合带来的生产合作和信息共享发展机遇,尽早破解自身数字化转型难题.②商业信用是企业与供应商发生价值创造的核心纽带,企业应紧密依托商业信用供给有效缓解融资约束以支撑自身实现数字化转型发展战略.③政府部门应推动行业内竞争度高的企业、国有企业和非专精特新企业增强供应链自主可控能力,优化企业数字化转型的动力机制,引导此类企业格外重视供应商关系管理,高效整合上下游企业间的优势资源以实现数字化转型的战略目标.

参考文献:

[1] 史宇鹏,王阳,张文韬.我国企业数字化转型:现状、问题与

展望[J].经济学家,2021(12):90-97.

(Shi Yu-peng, Wang Yang, Zhang Wen-tao. Digital transformation of enterprises in China: current situation, problems and prospects[J].*Economist*, 2021(12):90-97.)

[2] 袁淳,肖土盛,耿春晓,等.数字化转型与企业分工:专业化还是纵向一体化[J].中国工业经济,2021(9):137-155.

(Yuan Chun, Xiao Tu-sheng, Geng Chun-xiao, et al. Digital transformation and division of labor between enterprises: vertical specialization or vertical integration [J]. *China Industrial Economics*, 2021(9):137-155.)

[3] Paunov C, Rollo V. Has the Internet fostered inclusive innovation in the developing world? [J]. *World Development*, 2016, 78:587-609.

[4] 吴非,胡慧芷,林慧妍,等.企业数字化转型与资本市场表现——来自股票流动性的经验证据[J].管理世界,2021, 37(7):130-144, 10.

(Wu Fei, Hu Hui-zhi, Lin Hui-yan, et al. Enterprise digital transformation and capital market performance: empirical evidence from stock liquidity [J]. *Journal of Management World*, 2021, 37(7):130-144, 10.)

[5] 成琼文,丁红乙.税收优惠对资源型企业数字化转型的影响研究[J].管理学报,2022, 19(8):1125-1133.

(Cheng Qiong-wen, Ding Hong-yi. Research on the impact of tax incentives on the digital transformation of resource-based enterprises [J]. *Chinese Journal of Management*, 2022, 19(8):1125-1133.)

[6] Firk S, Hanelt A, Oehmichen J, et al. Chief digital officers: an analysis of the presence of a centralized digital transformation role [J]. *Journal of Management Studies*, 2021, 58(7):1800-1831.

[7] Xu G Y, Li G G, Sun P B, et al. Inefficient investment and digital transformation: what is the role of financing constraints? [J]. *Finance Research Letters*, 2023, 51:103429.

[8] Dong Y Z, Li C, Li H Y. Customer concentration and M&A performance [J]. *Journal of Corporate Finance*, 2021, 69:102021.

[9] Campello M, Gao J. Customer concentration and loan contract terms [J]. *Journal of Financial Economics*, 2017, 123(1):108-136.

[10] Zhang X D, Zou M F, Liu W M, et al. Does a firm's supplier concentration affect its cash holding? [J]. *Economic Modelling*, 2020, 90:527-535.

[11] Bode C, Wagner S M. Structural drivers of upstream supply chain complexity and the frequency of supply chain disruptions [J]. *Journal of Operations Management*, 2015, 36(1):215-228.

(下转第 1208 页)